

Niceliksel Gevşeme Dönemlerinin Emtia, Döviz ve Hisse Senedi Piyasalarındaki Volatiliteye Etkisi

Effect of Quantitative Easing Periods on Volatility of Commodity, Foreign Exchange and Stock Exchange Markets

Yusuf PALA⁽¹⁾, Sıtkı SÖNMEZER⁽²⁾

Öz: 2008 küresel krizi sonrasında Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, Avrupa Birliği ve Japonya’da merkez bankalarının uyguladıkları programların para tabanını önemli ölçüde arttırdığı bilinmektedir. Bu programlar içerisinde Amerika Federal Merkez Bankasının uyguladığı niceliksel gevşeme programlarının küresel finans üzerinde oldukça etkin olduğu düşünülmektedir. Bu çalışmada üçe ayrılan niceliksel gevşeme dönemlerinin emtia, döviz piyasaları ile hisse senedi piyasalarındaki oynaklığa etkisi ölçülmeye çalışılmıştır. Bu kapsamda altın/ons ve Brent petrol fiyatlarından oluşan iki adet emtia, USD/TL kurundan oluşan bir adet döviz kuru, Bist30 ve S&P500 endeksinden oluşan iki adet hisse senedi endeksi kullanılmıştır. Çalışmada, analiz edilen varlıklar için uygun Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans modeli belirlenerek niceliksel gevşeme dönemlerindeki oynaklık etkisi incelenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Niceliksel Gevşeme, QE, FED, Küresel Kriz, Oynaklık, GARCH

Abstract: After the global crisis of 2008, it is apparent that United States of America, England, European Union and Japan central banks have increased their monetary base via application of their respective programs. Among them, Quantitative Easing programs of Federal Reserve Bank are considered to be quite effective on global finance. In this study, impact of quantitative easing periods on volatilities of commodity and foreign exchange markets and of stock index assets are attempted to be assessed. Accordingly, two commodities; gold prices and oil prices, USD/TL exchange rate and two stock indexes; BIST30 and S&P500 are used. For the assets that are analyzed, first, the relevant Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model are determined and effects of these policies on the volatility of the financial instrument is assessed.

Keywords: Quantitative Easing, QE, FED, Global Crisis, Volatility, GARCH

JEL Classifications: E52; E58; C22

1. Giriş

2008 küresel krizinin finansal piyasalar üzerinde önemli ölçüde tahribatı olurken, küresel ekonomiye de ciddi zararlar verdiği açıktır. Krizin olumsuz etkilerinin giderilmesinde merkez bankalarının önemli roller üstlendiği gözlemlenmiştir. Birçok merkez bankası uyguladığı farklı politika araçlarıyla krizle mücadele yolları aramıştır. Özellikle Amerika Merkez Bankası FED’in uygulamaları ve bu uygulamaların etkileri küresel finans çevrelerinde yoğun tartışma yaratmıştır.

⁽¹⁾Kheiron Reklam Organizasyon Mimarlık Tic. Ltd. Şti.; yusufpala@mynet.com

⁽²⁾ Beykent Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü; sitkisonmezer@beykent.edu.tr

Geliş/Received: 07-08-2016, Kabul/Accepted: 04-12-2016

2006 yılında %5.25 seviyesinde olan federal fon oranı 2008 krizi sonrası % 0.25'e kadar çekilmesine rağmen gerek finansal piyasaların işlevselliğinin sağlanması gerekse talebin arttırılarak ekonominin canlandırılması konusunda yeterli olamamıştır. FED kullandığı kısa vadeli faiz silahı ile başarılı olamayınca geleneksel yöntemleri terkederek bir dizi yeni politika aracını devreye sokmuş ve 2008-2014 yılları arasında üç farklı dönemde niceliksel gevşeme (QE-Quantitative Easing) programları uygulamıştır. Bu programlar neticesinde, ekonomideki resesyonun aşılması, tekrar ekonomik büyümenin sağlanması, enflasyon hedefine ulaşılması ve işsizliğin giderilmesi gibi makro- ekonomik hedeflerin gerçekleştirilmesinin yanında krizin olumsuz etkileri ve likidite yetersizliği sebebiyle tıkanan kredi piyasalarının yeniden işlevsel hale getirilerek finansal piyasaların canlandırılması hedeflenmiştir.

Niceliksel gevşeme (Quantitative Easing), merkez bankalarının ekonomik faaliyetleri canlandırmak ve enflasyon hedefine ulaşmak amacıyla bilançolarını büyütürerek ekonomideki para miktarını genişletmesidir (Fawley ve Neely, 2013: 52). 2001-2006 yılları arasında Japonya merkez bankası (BOJ), Yen karşılığında yüksek miktarda tahvil alımı yapmak suretiyle parasal tabanını arttırarak içinde bulunduğu durgunluktan kurtulmak istemiş ve böylece ilk QE uygulamasını gerçekleştiren ülke olmuştur. BOJ bu uygulamasında istenilen başarıyı elde edememiştir (Sönmezer, 2014: 41). Buna karşın 2008 küresel krizinde merkez bankalarının ana politika aracı olan kısa vadeli faizlerin sıfır seviyesine kadar düşürülmesine rağmen krizin olumsuz etkilerinin giderilememesi sebebiyle birçok merkez bankası tarafından QE politikaları tekrar uygulama alanı bulmuştur. Diğer merkez bankalarına göre daha geniş QE programları uygulayan FED, Kasım 2008 – Ekim 2014 arasında gerçekleştirdiği üç adet QE programıyla bilançosunu yaklaşık 5 kat arttırmış ve 2007 yılı başında yaklaşık 860 Milyar USD olan FED'in bilançosu 2014 yılı sonunda yaklaşık 4.5 Trilyon USD'ye yükselmiştir.

QE uygulamasında parasal taban uzun vadeli varlık alımları ve bankalara yönelik uygulanan kredi programları ile arttırılmaktadır. ABD'de güçlü bir tahvil piyasasının varlığı sebebiyle FED'in QE uygulamaları daha çok uzun vadeli varlık alımları yoluyla gerçekleşmiştir. FED, QE1, QE2 ve QE3 olarak tanımlanan üç farklı dönemde piyasadan yüksek miktarda hazine kağıdı, ipotège dayalı menkul kıymet (MBS), devlet destekli kurumsal kağıt (GSE) alımı gerçekleştirmiştir (Fawley ve Neely, 2013: 79). Gerçekleştirdiği bu alımlarla bilançosunu büyüten FED, yatırım yaptığı uzun vadeli varlıkların fiyatlarını arttırmayı da başarmıştır. FED'in yüksek miktartlı varlık alımları neticesinde bu varlıkların piyasadaki arzı azaldığından yatırımcılar diğer uzun vadeli yatırım araçlarına yönelmek durumunda kalmıştır. Bu sayede uzun vadeli varlıklarda genel olarak fiyatların yükselmesi ve getiri oranlarının düşürülmesi sağlanmıştır. QE'nin bu etkisi portföy denge kanalı olarak isimlendirilmektedir. Sinyal etkisi olarak tanımlanan bir diğer etkisi ise uzun vadeli varlık alımlarının genişleyici para politikasının süreceğine ilişkin piyasalarda uyandırdığı beklentilerdir. Bu beklentilerin uzun vadeli faizlerde yarattığı baskı neticesinde faiz oranları azalma eğilimi göstermiştir (Fratzscher, Duca ve Straub, 2013: 9-10).

Niceliksel gevşeme politikaları uzun vadeli faizleri düşürerek kurumsal firmalara daha uygun şartlarda tahvil ihracı yapabilme imkanı sağlamıştır. QE'nin bu etkisi stok etkisi olarak tanımlanmaktadır (Duca, Nicoletti ve Martinez, 2014: 5). Bununla birlikte QE portföy denge kanalıyla sadece yerel enstrümanlar üzerinde etkili olmamaktadır. Küreselleşmenin bir sonucu olarak sermaye hareketleriyle diğer

ülkelere yayılan likidite bu ülkelerdeki finansal varlıklarında etkilemektedir. QE'ler akış etkisi ile uluslararası nitelikte etkiler içermektedir.

Siyasal ve ekonomik karar alıcılar, şirket yöneticileri ve yatırımcılar tahvil, hisse senedi gibi menkul kıymetlerin, döviz kurlarının veya farklı emtiaların fiyat hareketleri ve getirileri ile ilgilidirler. Gelecekte alacakları pozisyon konusunda bu varlıkların getirilerine ilişkin bir öngörü ile hareket ederler. Bununla birlikte beklenen getiri ile gerçekleşen getiri her zaman uyuşmayabilmektedir. Risk kavramı ile ifade edilen bu getiriler arasındaki sapma olasılığı, finansal teorinin önemli bir alanını oluşturmaktadır. Volatilite risk yönetiminin önemli bir unsuru olup, finansal varlıkların toplam riski olarak tanımlanmakta ve varlık getirilerinin standart sapması veya varyansı ile ölçülmektedir (Mazıbaş, 2005: 2-3).

Bu çalışmada 2008 küresel krizi sonrasında FED'in uyguladığı QE politikalarının döviz kurları, emtia ve hisse senedi piyasalarındaki volatiliteye etkisitespit edilmeye çalışılmıştır. Bu çalışmanın amacı, QE'nin yukarıda belirtilen bilinen etkileri sebebiyle incelenen varlıkların getirileri üzerindeki volatilitate etkisini araştırmaktır. Geleneksel zaman serisinde sabit varyans yaklaşımı, volatilitenin modellenmesinde sıklıkla kullanılmaktadır. Ancak finansal verileri sabit varyans yaklaşımıyla açıklamak çoğu zaman uygun olmamaktadır. Mazıbaş (2005) finansal varlıklarda görülen aşırı basıklık, oynaklık kümelenmesi ve kaldıraç etkisi gibi özellikler sebebiyle sabit varyans yaklaşımının geçerli olamayacağını bu varsayım ile kurulan modellerin volatilitateyi açıklamada yetersiz kalacağını belirtmiştir. GARCH modeli bu açığı giderebilecek bir model olarak geliştirilmiş olup, bu özelliği sebebiyle çalışmada kullanılan model olarak seçilmiştir.

2. Literatür Taraması

Niceliksel gevşeme uygulamaları ve etkileri üzerine yapılan çalışmalar özellikle yabancı literatürde geniş bir yer tutmaktadır. Varlık alım programlarıyla ilgili literatürün önemli bir bölümünde bu programların varlık fiyatları, faiz oranları ve döviz kurlarına olan etkileri ile GSYH, enflasyon ve işsizlik gibi makro-ekonomik değerlere olan etkilerinin incelendiği görülmektedir. Bu kapsamda varlık alımlarına ilişkin açıklanan duyuruların etkileri yoğun bir biçimde araştırmalara konu olmaktadır. Bununla birlikte operasyon etkilerinin araştırmalarda duyuru etkilerine göre daha sınırlı kaldığı görülmektedir. Bu bölümde bazı önemli çalışmalar ve elde edilen bulgular paylaşılmıştır.

FED'in QE programları kapsamında gerçekleştirdiği varlık alım duyurularının faiz oranları üzerindeki etkilerini inceleyen ilk çalışmalar Neely(2010), Gagnon, Raskin, Remache ve Sack(2011), Krishnamurthy ve Vissing-Jorgensen (2011) tarafından yapılmış olup, araştırmacılar varlık alım duyurularının tahvil faizleri üzerinde azaltıcı bir etkiye sahip olduğu konusunda birbirleriyle benzer sonuçlara ulaşmışlardır. Joyce, Losaosa, Stevens ve Tong (2011) çalışmalarında BOE'nin varlık alım programlarının etkilerini incelemiş ve bu programların orta ve uzun vadeli hazine tahvil getirilerini 100 baz puan azalttığını tespit etmişlerdir. Kiley (2014) çalışmasında 2009 öncesi ve sonrası dönemde faiz oranları ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. 2009 öncesinde ABD'de 10 yıllık faizlerde meydana gelen 100 baz puanlık bir azalmada hisse senedi fiyatlarında % 6 ila % 9 aralığında bir artış yaşandığını, QE'nin

erken döneminde ise tahvillerde gerçekleşen aynı orandaki bir azalmada hisse senetlerinde %1,50 ila %3 aralığında bir artış yaşandığını tespit etmiştir.

Glick ve Leduc (2013)'te 30 dakikalık bir pencerede FED'in varlık alım duyurularının USD üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Duyuru sonrasında federal fon oranını %1 etkileyecek bir parasal genişlemenin USD değerini % 0.5 düşürdüğünü, kriz öncesinde ise federal fon oranındaki % 0.7'lik bir düşüşün dolar değeri üzerinde aynı etkiyi yaptığını tespit etmişlerdir.

Fratzscher vd. (2013)'e göre, FED'in QE uygulamaları ABD ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki sermaye hareketlerini hızlandırmıştır. Eichengreen ve Gupta(2014)'nın çalışmada bulgularına göre;2013 yılında QE'nin sonlandırılacağına ilişkin konuşmaların (tapering talk) etkisiyle, 2013 Nisan -2013 Ağustos döneminde 53 gelişmekte olan ülkenin 36'sında yerel para birimleri USD karşısında gerilemiştir. Yine aynı dönemde 38 ülkenin 25'inde borsa getirilerinde kayıplar yaşanmıştır.

Kozicki, Santor ve Suchanek (2015), emtia fiyatları ile QE duyuruları arasındaki ilişkiyi incelemiş ancak bu ilişkiyi kanıtlayan net bir bilgiye ulaşamamışlardır. Ancak emtia ihraç eden ülkelerin para birimleri ve hisse senedi piyasaları üzerinde QE duyurularının etkili olduğuna ilişkin bulgular elde etmişlerdir.

Finansal piyasalarda volatilité yatırım kararlarının alınmasında önemli bir yere sahiptir. Bu sebeple finansal piyasalardaki volatilitenin modellenmesi konusunda birçok araştırma yapılmaktadır. Son dönem araştırmalarda değişen varyansa olanak tanıyan ARCH/GARCH tipi modeller yaygın olarak kullanılmaktadır. Özellikle döviz kurları ve hisse senetlerindeki volatilité üzerine yoğunlaşan bazı çalışmalar aşağıda sunulmuştur.

1986-1996 yılları arasındaki İMKB'deki oynaklığı modelleyen Yavan ve Aybar (1998)'in çalışması ülkemizde volatilité kümelenmesinden bahseden ilk çalışmalardandır. Bununla birlikte ülkemizde farklı zaman dilimlerinde farklı endeks verileriyle yapılmış ve hisse senedi piyasalarındaki volatilitéyi ölçümleyen çok sayıda akademik araştırma bulunmaktadır. Bunlardan bazıları; Gökçe (2001), Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2006), Özden (2008), Atakan (2009), Gürsakar (2011), Çağıl ve Okur(2010), Kendirli ve Karadeniz (2012), Kutlar ve Torun(2013), Tuna ve İsabetli (2014) olarak sıralanabilir.

Finansal piyasaların volatilitésinin ölçülmesi konusunda döviz piyasaları da hisse senedi piyasaları kadar araştırmalara konu olmaktadır.Ülkemizde yapılan bazı çalışmalarda elde edilen bulgular aşağıda paylaşılmıştır. Nargeleçekenler (2004) çalışmasında Euro satış kuru ile volatilité arasında ters yönlü bir ilişkiyi tespit etmiştir. Akay ve Nargeleçekenler (2006), 1987-2006 dönemi için dolar kurundaki volatilitéyi ARCH(2) modeli ile tahminlemiş ve belirsizlik dönemlerinin volatilitéyi arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Mart 2001 – Mart 2007 dönemi için USD/TL kuru oynaklığını ARCH/GARCH ve SWARCH tipi modeller ile inceleyen Güloğlu ve Akman (2007), SWARCH modelini diğer modellere göre daha başarılı bulmuştur.

Altın, döviz ve hisse senedi piyasalarındaki oynaklık etkileşimini M-GARCH yöntemi ile araştıran Tokat (2013) çalışmasındaaltın ve doların birbirlerinin şoklarından etkilendiği buna mukabil İMKB ile altın arasında bir ilişki bulunmadığını

belirtmiştir. Karabacak (2014) çalışmasında BİST100 endeksi ve altın getiri serisindeki volatilitiyi değişen koşullu varyans modelleri ile tahminlemiş ve BİST100 serisi için TARCH(1,1) modelini, altın serisi için GARCH(1,1) modelini en uygun model olarak tespit etmiştir. Çelik, Özdemir ve Gülcan (2015) çalışmalarında petrol fiyatlarındaki değişimin BİST100, Sınai ve Petro Kimya endekslerindeki oynaklığa etkisini değişen varyans modelleri kullanarak incelemişlerdir. Çalışmada ilgili endekslerdeki oynaklık ile petrol fiyatlarındaki değişim arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

3. Yöntem ve Veri

FED'in QE dönemlerinin emtia, döviz ve hisse senedi piyasalarındaki volatiliteye etkisinin incelendiği bu çalışmada 03.01.2005 – 31.12.2014 tarihleri arasındaki Altın/Ons, Brent Petrol, USD/TL satış kuru, BİST30 endeksi ile S&P 500 endeksi günlük kapanış fiyatlarından oluşturulan veri setleri kullanılmıştır. Altın/Ons serisi için 2506, Brent Petrol serisi için 2522, USD/TL serisi için 2517, BİST30 serisi için 2494 ve S&P500 serisi için 2517 adet gözlemden yararlanılmıştır. Varlıkların günlük kapanış fiyatlarından elde edilen verilerde logaritmik birincil farklar alınarak tüm varlıklar için yeni getiri serileri oluşturulmuştur. Oluşturulan bu getiri serileri LOGDOLAR, LOGALTIN, LOGBİST30, LOGBRENTPETROL ve LOGS&P500 olarak isimlendirilmiştir. Getiri serilerinin elde edilmesinde Denklem (1)'deki formül kullanılmıştır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006: 254). Denklem (1)'deki formül ile oluşturulan yeni veri setlerinde bileşik getiri oranları elde edilmiştir.

$$\text{GETİRİ} = \text{LOGBİST30} = \log (\text{BİST30} / \text{BİST30} (-1)) \quad (1)$$

Dönüştürülmüş veri setlerinde birim kök kontrolü Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılarak yapılmış ve durağan olduğu tespit edilen getiri serileri için uygun ARMA modeli araştırılmıştır. 4*4 gecikmeye kadar farklı ARMA modelleri incelenmiştir. Durağanlık ve çevrilebilirlik koşullarını sağlayan ve parametreleri istatistiksel olarak anlamlı bulunan modeller belirlenmiş ve bu modeller içerisinde F istatistiğinin anlamlılığı, en yüksek R kare değeri, en yüksek loglikelihood değeri ile en düşük AIC ve SIC kriterine göre değerlendirme yapılmıştır. Değerlendirme kriterlerini en fazla gerçekleştiren model uygun ARMA modeli olarak tespit edilmiştir. Tespit edilen ARMA modelinde ARCH etkisi ARCH-LM testi ile otokorelasyon ise Breusch-Godfrey testi ile incelenmiştir. ARCH etkisi görülen serilerde Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans Modeli– GARCH(p,q) ile volatilitiyi açıklayan en uygun model tespit edilmiştir. 3*3 matrisinde incelenen GARCH(p,q) modelleri parametrelerin anlamlı olması, negatif değer taşımaması gibi koşullara dikkat edilerek incelenmiş ve tüm kısıtları sağlayan model için tercihte bulunulmuştur. Uygun bulunan GARCH(p,q) modeline FED'in QE dönemlerindeki etkilerin araştırılması için QE1, QE2 ve QE3 dönemleri kukla değişken olarak eklenerek yeni bir GARCH(p,q) modeli oluşturulmuştur. Her iki model için de yapılan ARCH-LM testleri sonucunda ARCH etkisi ortadan kalkan QE'li ve QE'siz modellere ait sonuçlar karşılaştırılmıştır.

3.1 Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans Modeli

Zaman serisi analizlerinde sıklıkla kullanılmasına rağmen finansal zaman serilerini sabit varyans yaklaşımıyla modellemek çoğu zaman mümkün olmamaktadır. Robert

F. Engle (1982) yılında yazdığı makale ile bu sorunu gideren bir yaklaşım geliştirerek Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelini geliştirmiştir.

ARCH modelinde koşullu varyans, gecikmeli hata terimlerinin kareli değerlerine bağlı olarak değişebilmektedir. ARCH modelinde (h_t) ile gösterilen koşullu varyans (ψ_{t-1}) gerçekleşmiş bilgi setine bağımlıdır. Bilgi setinde, (x_t) : dışsal değişkenler ve gecikmeli içsel değişkenleri; (β) ise bu değişkenlerin parametrelerini tanımlamaktadır. Denklemden EKK kalıntıları (ε) , ARCH süreci derecesi (q) ve bilinmeyen parametreler vektörü (α) ile ifade edilmektedir. Buna göre ARCH modeli;

$$\begin{aligned} y_t | \psi_{t-1} &\sim N(x_t \beta, h_t) \\ h_t &= (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}, \alpha) \\ \varepsilon_{t-1} &= y_t - x_t \beta \end{aligned} \quad (2)$$

şeklinde gösterilir. $(x_t \beta)$, (y_t) 'nin koşullu ortalaması iken, (h_t) koşullu varyansıdır. Koşullu hale getirilen model ile geçmiş dönem bilgisi kullanılarak tahmin varyansındaki değişime imkan tanınmıştır (Gökçe, 2001: 36-37).

(2) no'lu gösterimdeki ARCH modeli, ARMA veya EKK yöntemiyle belirlenen tahmin hatalarının kareli değerlerini kullanarak (3) no'lu denklem kurulabilir. Bu denklem aynı zamanda ARCH(q) olarak ifade edilen ARCH modelinin genel yazılımıdır.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3)$$

(3) no'lu denklemde (q) ; modelin derecesini, (α_i) ; modelin parametrelerini, (ε_{t-i}^2) ; geçmiş dönem hata terimlerinin karelerini ifade etmektedir. ARCH dağılımına sahip bir koşullu varyans, tesadüfi bir değişkendir ve koşulsuz moment hesaplanarak değişen varyansı ihmal eden tahminlerde kullanılabilir (Gökçe, 2001, s. 37).

Bollerslev (1986), varyans değişimini esas alan ARCH modelini geliştirerek geçmiş bilgiye daha çok yer veren Genelleştirilmiş Koşullu Değişen Varyans modelini ortaya çıkarmıştır. GARCH(p,q) modelleri koşullu varyanstaki değişimi geçmiş dönem hata terimlerinin kareli değerlerine bağımlı değişkenin geçmiş dönem koşullu varyansının gecikmeli değerlerinin eklenmesi yoluyla açıklamaktadır. GARCH(p,q) modelleri, ARCH(q) modelindeki gecikme uzunluklarının yaşatacağı kullanım zorluklarını gidermeyi amaçlamaktadır. Bununla birlikte modele koşullu varyansın geçmiş değerleri eklenerek daha fazla geçmiş bilginin kullanılması sağlanmaktadır. Bu da varyans değişiminin içsel olduğu durumlarda avantaj sağlamaktadır (Atakan, 2009: 53). GARCH(p,q) modelinin genel ifadesi Denklem (4)'de gösterilmektedir.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (4)$$

(α_0) 'ın sabit bir terimi ifade ettiği (4) no'lu denklemde, $(\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2)$; modelin 'ARCH parçası' olarak tanımlanmaktadır. ARCH parçası, geçmiş hata terimlerinin karelerinin koşullu varyansa etkisini göstermekte olup, (q) sayıda ARCH teriminden oluşmaktadır. (p) sayıda GARCH teriminden oluşan ve modelin GARCH parçası

olarak ifade edilen $(\beta_i h_{t-i})$ ise, koşullu varyansın geçmiş değerlerinin değişken üzerindeki etkisini göstermektedir.

$$\alpha_o > 0 \quad (5)$$

$$\alpha_i \geq 0 \quad (i = 1, 2, 3, \dots, q) \quad (6)$$

$$\beta_i \geq 0 \quad (i = 1, 2, 3, \dots, p) \quad (7)$$

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i < 1 \quad \text{Durağanlık Koşulu} \quad (8)$$

(5), (6), (7), (8) no'lu denklemler GARCH(p,q) modellerinin taşımak zorunda olduğu bazı kısıtları göstermektedir. GARCH(p,q) modellerinde parametre değerleri negatif değer alamazlar. Bu durum (6) ve (7) nolu denklemlerde matematiksel olarak gösterilmiştir. Ayrıca (8) nolu denklemde gösterilen modelde parametre toplamı 1'den büyük olamazlar. Sürecin sonsuz bir varyansa gitmesine engel olan bu kısıt aynı zamanda sürecin durağan olmasını sağlamaktadır.

4. Bulgular

Serilerin günlük kapanış değerlerinin logaritmik birincil farkları alınarak elde edilen yeni getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de gösterilmektedir. Buna göre tüm değişkenlerin çarpıklık katsayıları negatif değerler alırken, basıklık katsayılarının da üçten büyük olduğu görülmektedir. Seriler sola çarpık ve sivri bir dağılım sergilemektedir. Jarque-Bera istatistiğinin olasılık değeri de tüm serilerde %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Buna göre seriler normal dağılım göstermemektedir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	Logdolar	Logaltın	Logbist30	Logbrentpetrol	Logsp500
Ortalama	0.000218	0.000407	0.000471	0.000121	0.000214
Medyan	-0.000249	0.000710	0.000787	0.000367	0.000788
Maksimum Değer	0.070429	0.096891	0.127255	0.181297	0.109572
Minimum Değer	-0.119348	-0.061720	-0.109019	-0.168320	-0.094695
Standart Sapma	0.008606	0.012185	0.019046	0.020595	0.012887
Çarpıklık	-0.179061	-0.135407	-0.125665	-8.07E-05	-0.333872
Basıklık	23.14433	7.568398	6.280747	9.800303	14.01440
Jarque Bera Olasılık Değeri	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Değişkenlere ait getiri serilerinde oynaklık modellemesi yapılmadan önce serilerin durağan olduğundan emin olmak gerekmektedir. Bu amaçla tüm seriler için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi yapılmış ve test sonuçları Tablo 2.'de gösterilmiştir. Buna göre test sonuçları, sabit ve trendli yöntemle incelenen tüm serilerde %5 kritik değerin ADF test istatistik değerinden mutlak değer içerisinde küçük olduğunu göstermektedir. Bu durumda serinin birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi red edilmektedir. Tüm getiri serileri düzey değerlerinde $I(0)$ durağandır.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

ADF Birim Kök Testi		Logdolar	Logaltın	Logbist30	Logbrentpetrol	Logs&p500
Sabit ve Trendli Yöntemle	ADF Test İstatistiği	-49.44617	-49.45701	-21.45177	-49.91346	-40.14229
	Olasılık Değeri	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	%5 Kritik Değer	-3.411594	-3.411602	-3.411623	-3.411591	-3.411595

Birim kök testleri sonucunda düzey değerlerinde durağan olduğu tespit edilen getiri serileri için uygun ARMA modeli araştırılmıştır. Bu amaçla ARMA(1,0) ile ARMA(4,4) modelleri arasındaki farklı ARMA modelleri sınanmıştır. ARMA modelleri parametrelerinin anlamlı olması ve tüm AR ve MA parametrelerinin toplamalarının kendi içerisinde 1'den küçük olması koşullarına göre değerlendirilmiştir. Uygun olan modeller F istatistiğinin anlamlılığı, en yüksek R kare değeri, en yüksek loglikelihood değeri ve en düşük AIC ve SIC kriteri açısından incelenmiş ve bu kriterlere göre en fazla başarı sağlayan modeller; LOGDOLAR için ARMA(2,2), LOGALTIN için ARMA(4,4), LOGBİST30 için ARMA(4,4), LOGBRENTPETROL için ARMA(1,1) ve LOGS&P500 için ARMA(2,0) modelleri olmuştur. Bu modellere ilişkin istatistiki sonuçlar Tablo 3'de gösterilmiştir.

Tablo 3. Uygun ARMA Modelleri İçin İstatistiksel Sonuçlar

Uygun ARMA Modelleri	Logdolar ARMA(2,2)	Logaltın ARMA(4,4)	Logbist30 ARMA(4,4)	Logbrentpetrol ARMA(1,1)	Logs&p500 ARMA(2,0)
C	0.000214 (0.000177)	0.000414*** (0.000241)	0.000476 (0.000372)	-7.36E-05 (0.000621)	0.000220 (0.000214)
AR(1)	1.639942* (0.052460)	-0.086634* (0.015038)	-0.159003* (0.022448)	0.979593* (0.018427)	-0.119728* (0.019908)
AR(2)	-0.908489* (0.048330)	0.581731* (0.015776)	1.463912* (0.018784)		-0.071362* (0.019905)
AR(3)		-0.072583* (0.015778)	-0.194315* (0.018618)		
AR(4)		-0.972569* (0.014776)	-0.962591* (0.022066)		
MA(1)	-1.619400* (0.055066)	0.094779* (0.018157)	0.170017* (0.020208)	-0.970167* (0.022066)	
MA(2)	0.896835* (0.050778)	0.582281* (0.019212)	-1.468238* (0.017398)		
MA(3)		0.053077* (0.019159)	0.171991* (0.017451)		
MA(4)		0.970587* (0.018059)	0.960516* (0.019607)		
R-Kare	0.006253	0.007949	0.012980	0.003120	0.017515
Akaike Bilgi Kriteri	-6.674776	-5.977158	-5.090872	-4.928281	-5.880383
Schwarz Bilgi Kriteri	-6.663182	-5.956198	-5.069829	-4.921339	-5.873426
Loglikelihood Değeri	8395.193	7483.436	6344.590	6212.635	7394.641
F-İstatistik	3.946663*	2.495796**	4.076692*	3.938692**	22.38160*
Heteroskedasticity Test: ARCH(1)					
F-İstatistik	75.10316*	66.38617*	35.87356*	65.13921*	101.0526*
Obs*R-squared	72.98017*	64.71936*	35.39171*	63.54641*	97.22056*

Uygun ARMA Modelleri	Logdolar ARMA(2,2)	Logaltın ARMA(4,4)	Logbist30 ARMA(4,4)	Logbrentpetrol ARMA(1,1)	Logs&p500 ARMA(2,0)
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (2)					
F-İstatistik	1.175092	0.053748	0.070139	0.087314	1.116875
Obs*R-squared	2.354521	0.107959	0.140891	0.174959	2.236211

Parantez içinde standart hata değerleri gösterilmiştir.

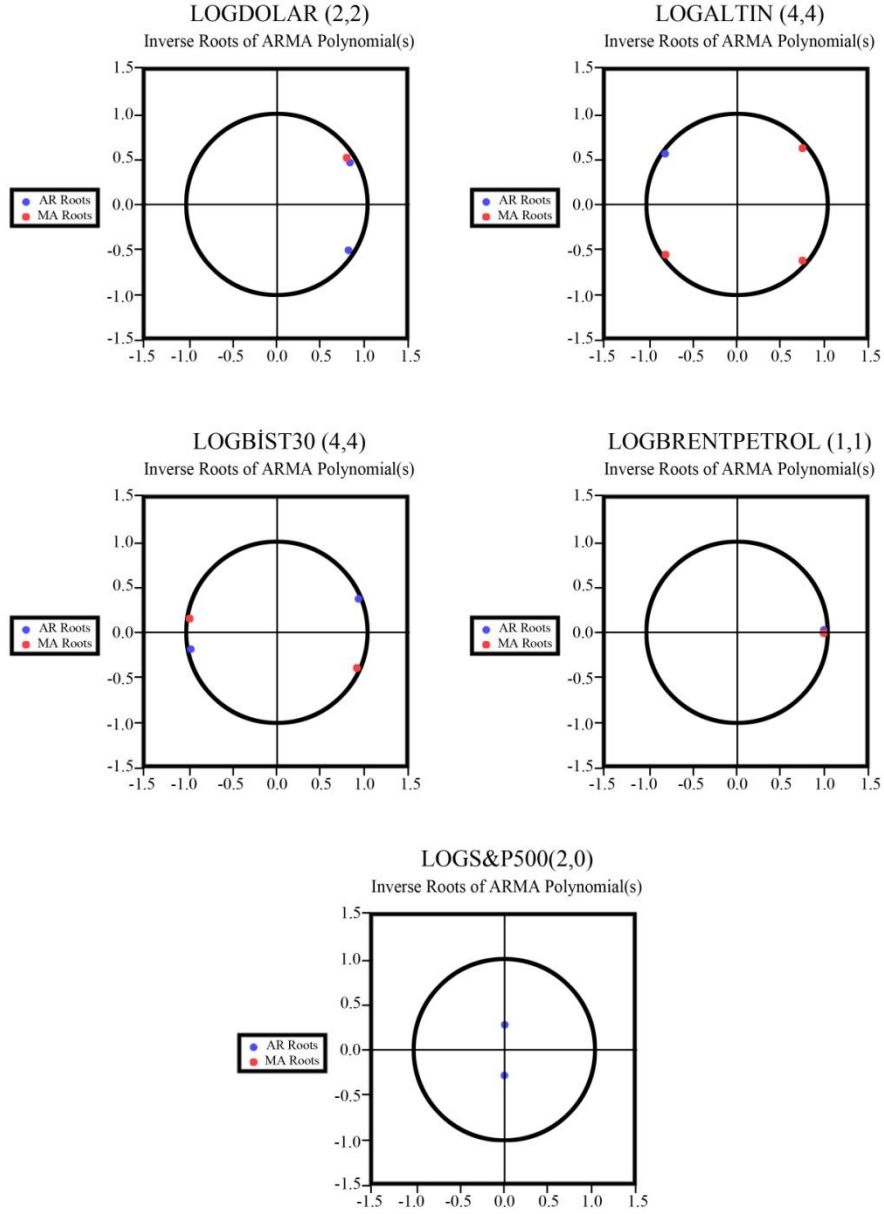
%1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılık sırasıyla *, **, *** ile gösterilmiştir

Çeşitli değerlendirme kriterlerine göre en yüksek başarıyı sağlayan ARMA modelleri için LOGDOLAR, LOGBİST30, LOGBRENTPETROL ve LOGS&P500 getiri serilerinde sabit terim hariç tüm parametreler %1 anlamlılık düzeyinde, LOGALTIN serisinde ise, sabit terim %10, AR ve MA parametreleri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bununla birlikte tüm serilerde $AR(1) + AR(2) + \dots + AR(p) < 1$ ve $MA(1) + MA(2) + \dots + MA(q) < 1$ koşulları da sağlanmaktadır.

Tablo 4. AR ve MA Polinomlarının Ters Köklerinin Modulus Değerleri

Değişkenler	AR Root(s)	Modulus	Cycle	MA Root(s)	Modulus	Cycle
Logdolar (2,2)	0.819971±0.485939İ	0.953147	11.74466	0.809700±0.491142İ	0.947014	11.52373
Logaltın (4,4)	-0.821034±0.562247İ 0.777717±0.614275İ	0.995097 0.991049	2.472587 9.398683	-0.822922±0.566279İ 0.775532±0.609267İ	0.998935 0.986234	2.474790 9.435550
Logbist30 (4,4)	0.886610±0.453246İ -0.966112±0.193553İ	0.995746 0.985309	13.29566 2.134330	0.884262±0.446752İ 0.969271±0.197807İ	0.990710 0.989249	13.43079 2.136935
Logbrentpetrol (1,1)	0.979593	0.979593		0.970167	-0.970167	
Logs&p500 (2,0)	-0.059864±0.260342İ	0.267136	3.496855			

Parametrelerin kendi içlerindeki toplamaları durağanlık koşulunun sağlanması için her zaman yeterli olmayabilmektedir. Bu sebeple çalışmada AR ve MA polinomlarının ters köklerinin modulus değerlerine bakılmıştır. Tablo 4.'te gösterilen modulus değerlerinin tüm serilerde 1'den küçük olduğu görülmektedir. Buna göre ARMA modelleri durağanlık ve çevrilebilirlik koşullarını sağlamaktadır. Ayrıca Şekil 1.'de birim çember içinde yer alan ters kökler de bu durumu teyit etmektedir.



Şekil 1. AR ve MA Polinomlarının Ters Köklerinin Birim Çemberde Gösterimi

Herbir değişken için tercih edilen ARMA modellerinde otokorelasyon testi için Breusch-Godfrey testine başvurulmuştur. Tablo 3.'te yer alan Breusch-Godfrey testi sonuçlarına göre tüm seriler için F istatistik değerleri ve Obs*R-squared değerleri %10 seviyesinde bile anlamsız olduğundan serilerde otokorelasyon bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

ARMA modelleri belirlenen serilerde ARCH etkisi ARCH-LM testi ile incelenmiştir. Tablo 3.'te tüm seriler için test sonuçları paylaşılmış olup, F istatistik değerleri ve Obs*R-squared değerleri tüm seriler için %1 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. ARCH etkisinin yokluğunu varsayan sıfır hipotezi reddedilmektedir. Test sonuçları tüm serilerde ARCH etkisine işaret etmektedir. Bu etki GARCH modelleri ile giderilmeye çalışılacaktır.

Tablo 5. Uygun GARCH(p,q) Modelleri İçin İstatistiksel Sonuçlar

QE'siz GARCH Modelleri	Logdolar ARMA(2,2) GARCH(1,1)	Logaltın ARMA(4,4) GARCH(1,1)	Logbist30 ARMA(4,4) GARCH(1,1)	Logbrentpetrol ARMA(1,1) GARCH(1,1)	Logs&p500 ARMA(2,0) GARCH(1,1)
C	-0.000163 (0.000111)	0.000631* (0.000188)	0.001198* (0.000308)	0.000257 (0.000330)	0.000828* (0.000141)
AR(1)	0.456054* (0.009694)	-0.697073* (0.085609)	-0.053164* (0.006841)	0.764987* (0.199763)	-0.063453* (0.021882)
AR(2)	-0.974828* (0.010190)	-0.376674 (0.259604)	1.093597* (0.006822)		-0.033920*** (0.020231)
AR(3)		0.547109* (0.211008)	0.053653* (0.006600)		
AR(4)		0.476647*** (0.288583)	-0.939160* (0.006729)		
MA(1)	-0.459128* (0.010605)	0.692643* (0.084208)	0.064432* (0.001543)	-0.745316* (0.2073390)	
MA(2)	0.972770* (0.011152)	0.377590 (0.257970)	-1.091522* (0.003178)		
MA(3)		-0.556341* (0.209805)	-0.072316* (0.001446)		
MA(4)		-0.477402 (0.290515)	0.918981* (0.000283)		
C	8.97E-07* (2.49E-07)	1.42E-06* (4.76E-07)	9.08E-06* (2.53E-06)	8.98E-07*** (5.08E-07)	1.59E-06* (4.47E-07)
α 1	0.144965* (0.017518)	0.049379* (0.008297)	0.081814* (0.012571)	0.039593* (0.006780)	0.106426* (0.014911)
β 1	0.853763* (0.014898)	0.941931* (0.009325)	0.892991* (0.015749)	0.958773* (0.006763)	0.886069* (0.014302)
R Kare	0.004182	0.002340	0.007186	0.001446	0.010742
Akaike Bilgi Kriteri	-7.139972	-6.222061	-5.275877	-5.244225	-6.508962
Heteroskedasticity Test : ARCH(1)					
F- İstatistik	0.001541	3.084022***	0.011490	1.692290	9.167105*
Obs*R- squared	0.001542	3.082685***	0.011500	1.692496	9.141034*
Q İstatistik Testi - Q(15) ve Q(36)					
Q(15)	12.790	14.118*	12.350***	15.077	19.745
Q(36)	33.438	31.104	25.517	34.927	40.800

Parantez içinde standart hata değerleri gösterilmiştir.

%1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılık sırasıyla *, **, *** ile gösterilmiştir.

Bu aşamada ARCH etkisi tespit edilen tüm serilerde uygun GARCH(p,q) modelleri tespit edilmeye çalışılmıştır. Tüm seriler için 3*3 matrisinde denenilen GARCH(p,q) modelleri için sabit terim ile birlikte α ve β parametrelerin negatif değer taşıması ayrıca α ve β parametre toplamlarının 1'den küçük olması kısıtları gözönüne alınarak parametrelerin anlamlılığı ile birlikte değerlendirilmiştir. LOGDOLAR, LOGALTIN,

LOGBİST30, LOGBRENTPETROL ve LOGS&P500 serileri için yapılan incelemede tüm kısıtları sağlayan tek modelin GARCH(1,1) modeli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Diğer modellerde en az bir parametre belirtilen kısıtları ihlal etmektedir. Tek bir modelin gerekli kısıtları karşılıyor olması sebebiyle Akaike kriterleri arasında karşılaştırma yapılmasına gerek kalmamıştır. Tüm seriler için uygun model GARCH(1,1) modelidir. GARCH(1,1) modellerinden elde edilen bulgular herbir seri için ayrı ayrı Tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5'te F istatistik ve Obs*R-squared değerleri paylaşılan ARCH-LM testi sonuçlarına göre LOGS&P500 serisinde F istatistik ve Obs*R-squared olasılık değerleri %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Bu durumda LOGS&P500 getiri serisi için kurulan GARCH(1,1) modelinde ARCH etkisi devam etmektedir. LOGALTIN getiri serisi ise %10 seviyesinde anlamlı iken %5 seviyesinde anlamsızdır. Bununla birlikte LOGDOLAR, LOGBRENTPETROL ve LOGBİST30 getiri serilerinin tüm anlamlılık düzeylerinde anlamsız olduğu ve ARCH etkisinden arındığı görülmektedir. Buna göre GARCH(1,1) modeli %5 anlamlılık düzeyinde LOGDOLAR, LOGALTIN, LOGBİST30 ve LOGBRENTPETROL getiri serileri için ARCH etkisini gidermektedir.

İncelenen seriler için tespit edilen GARCH(1,1) modelinde otokorelasyon kontrolü için Q istatistik testine başvurulmuştur. 36 gecikmeye kadar incelenen Q istatistik testi için Q(15) ve Q(36) değerleri Tablo 5'te paylaşılmıştır. Q(15) için LOGALTIN getiri serisi %5, LOGBİST30 getiri serisi ise %10 düzeyinde anlamlı iken diğer seriler için tüm düzeylerde Q istatistikleri anlamsız bulunmuştur. İncelenen seriler için Q(36) değerlerine göre sonuçlar tüm düzeylerde anlamlı bulunmamıştır. 36 gecikmeye kadar incelenen Q istatistikleri otokorelasyon probleminin % 5 anlamlılık seviyesinde giderek ortadan kalktığını göstermektedir.

GARCH(1,1) modellerinde volatilitenin önemli bir ölçüsü α_1 parametresi olup, geçmiş dönem şoklarının cari dönem volatilitesine etkisini göstermektedir. 2005-2014 dönemi için incelenen LOGDOLAR, LOGALTIN, LOGBİST30 ve LOGBRENTPETROL getiri serileri için geçmiş dönemde yaşanan bir şok ve belirsizlik cari dönemde volatilitayı sırasıyla yaklaşık olarak %14, %5, %8 ve %4 oranında etkilemektedir. Buna göre incelenen dönem için USD/TL kuru getiri volatilitesi değişkenler içerisinde en çok etkilenen varlıktır. GARCH(1,1) modelleri için volatilitayı ölçümleyen bir başka parametrik değer ise $\alpha_1 + \beta_1$ parametre toplamıdır. Bu değer volatilitenin etki süresini göstermesi açısından önemlidir. Değerin bire yaklaşması volatilitenin kalıcılığının uzun süreceğini, birden uzaklaşması ise volatilitenin kalıcılığının azalacağını ifade etmektedir. Çalışmada incelenen varlıklar için bu değer oldukça yüksek olduğu görülmektedir. LOGBİST30 getiri serisi diğerlerinden bir miktar düşük kalmakla birlikte oldukça yüksek bir değer almaktadır. Bu durum, LOGDOLAR, LOGALTIN, LOGBİST30 ve LOGBRENTPETROL getirileri için yaşanan bir şok ve belirsizliğin volatiliteye etkisinin uzun süre devam ettiğini göstermektedir.

Bu çalışmanın amacı FED'in niceliksel gevşeme dönemlerinin döviz, emtia ve hisse senedi piyasalarındaki volatilitenin belirlenmesidir. Bu sebeple çalışmada USD/TL, ALTIN/ONS, BİST30 endeksi, BRENTPETROL ve S&P500 endeksi getiri serileri için yapılmış olan uygulamaya QE dönemlerinin modellere eklenmesi ile devam edilmiştir. Her bir değişken için uygun bulunan GARCH(1,1) modeline QE1, QE2 ve QE3 dönemleri kukla değişken olarak eklenmek suretiyle yeni

GARCH(1,1) modelleri oluşturulmuştur. Kukla değişkenler ilgili dönem için 1, diğer dönemler için 0 değerini alacak şekilde modellere tanımlanmıştır. Elde edilen bulgular QE dönemleri eklenmeyen modeller ile karşılaştırılarak sonuçlar yorumlanmıştır.

2005-2014 döneminde incelenen değişkenler için belirlenen GARCH(1,1) modellerine QE1, QE2 ve QE3 kukla değişkenleri eklendikten sonra elde edilen sonuçlar Tablo 6.'da gösterilmiştir.

Tablo 6. QE'li GARCH(1,1) Modeli İçin İstatistiksel Sonuçlar

QE'li GARCH Modelleri	Logdolar ARMA(2,2) GARCH(1,1)	Logaltın ARMA(4,4) GARCH(1,1)	Logbist30 ARMA(4,4) GARCH(1,1)	Logbrentpetrol ARMA(1,1) GARCH(1,1)	Logs&p500 ARMA(2,0) GARCH(1,1)
C	-0.000453* (0.000155)	0.000866* (0.000172)	0.001210* (0.000416)	0.000576 (0.000482)	0.000664* (0.000184)
QE1	0.000231 (0.000341)	5.97E-05 (0.000398)	0.001095 (0.000943)	0.000715 (0.001308)	0.000984*** (0.000513)
QE2	0.000805*** (0.000440)	0.000230 (0.000466)	-0.001754 (0.001104)	0.001787 (0.001259)	0.000376 (0.000508)
QE3	0.000582** (0.000251)	-0.001452* (0.000319)	2.95E-05 (0.000748)	-0.001010 (0.000687)	0.000236 (0.000315)
AR(1)	1.429875* (0.244214)	0.336750* (0.020525)	-0.526057* (0.185607)	0.736768* (0.247190)	-0.064691* (0.015088)
AR(2)	-0.691970* (0.226377)	-0.184025* (0.011846)	0.958949* (0.207022)		-0.0353312*** (0.020227)
AR(3)		0.995822* (0.011355)	0.322787** (0.154235)		
AR(4)		-0.182776* (0.021794)	-0.539122* (0.162566)		
MA(1)	-1.412384* (0.251875)	-0.335233* (0.002043)	0.539357* (0.189763)	-0.720867* (0.253826)	
MA(2)	0.669809* (0.233398)	0.183877* (0.008857)	-0.955949* (0.210134)		
MA(3)		-1.007522* (0.008823)	-0.350274** (0.158256)		
MA(4)		0.175908* (0.006997)	0.518869* (0.167617)		
C	9.35E-07* (2.57E-07)	1.33E-06* (4.12E-07)	9.18E-06* (2.43E-06)	9.12E-07*** (5.13E-07)	1.61E-06* (4.52E-07)
α 1	0.146937* (0.017690)	0.048572* (0.007166)	0.080965* (0.012561)	0.040229* (0.006853)	0.107197* (0.015088)
β 1	0.851571* (0.014971)	0.939934* (0.008565)	0.893903* (0.015635)	0.958152* (0.006829)	0.885364* (0.014384)
R Kare	0.001192	0.006488	0.004279	0.001884	0.010820
Akaike Bilgi Kriteri	-7.139965	-6.220808	-5.275113	-5.244437	-6.508091
Heteroskedasticity Test : ARCH(1)					
F- İstatistik	3.09E-05	2.006743	0.013487	1.658418	8.968444*
Obs*R-squared	3.09E-05	2.006737	0.013498	1.658642	8.943644*
Q İstatistik Testi - Q(15) ve Q(36)					
Q(15)	9.2138	12.035***	13.273***	14.525	19.904***
Q(36)	29.825	29.551	28.555	32.412	41.258

Parantez içinde standart hata değerleri gösterilmiştir.

%1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılık sırasıyla *, **, *** ile gösterilmiştir.

LOGDOLAR, LOGALTIN, LOGBİST30, LOGBRENTPETROL ve LOGS&P500 getiri serileri için QE'li GARCH(1,1) modellerinde elde edilen sonuçlarda daha önce (5), (6), (7) ve (8) no'lu gösterimde belirtilen parametrelerin sıfırdan büyük olması yani negatif olmaması ve parametre toplamalarının 1'den küçük olması gibi kısıtların sağlandığı görülmektedir. Ayrıca tüm serilerde sabit terim dahil tüm α_1 ve β_1 parametreleri anlamlı bulunmuştur.

QE dönemlerinin eklendiği yeni GARCH(1,1) modellerinde ARCH etkisinin araştırılması için ARCH-LM testleri, otokorelasyonun incelenmesi için de Q istatistik testleri uygulanmıştır. LOGS&P500 getiri serisinde ARCH-LM testi sonuçları %1 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. QE dönemlerinin etkisi gözetimeksizin kurulan modele benzer biçimde LOGS&P500 getiri serisinin ARCH etkisinden arınmadığı görülmektedir. Bununla birlikte LOGDOLAR, LOGALTIN, LOGBİST30 ve LOGBRENTPETROL getiri serilerinde ARCH-LM testi sonuçları tüm seviyelerde anlamsız bulunmuştur. QE dönemlerinin eklendiği yeni GARCH(1,1) modeli ile bu serilerde ARCH etkisi giderilmiştir.

Yeni GARCH(1,1) modellerinde Q istatistik testleri 36 gecikme için yapılmış olup, Q(15) ve Q(36) değerleri Tablo 6.'da paylaşılmıştır. LOGALTIN, LOGBİST30 ve LOGS&P500 getiri serilerinde Q(15) değerleri %10 seviyesinde anlamlı iken, LOGDOLAR ve LOGBRENTPETROL için tüm seviyelerde anlamsızdır. %1, %5 ve %10 düzeylerinde Q(36) değerleri hiçbir seride anlamlı bulunmamıştır. 36 gecikme için değerlendirilen Q istatistik testi sonuçları %5 anlamlılık düzeyinde incelenen serilerde otokorelasyon bulunmadığını göstermektedir.

QE dönemlerinin eklendiği yeni GARCH(1,1) modeline göre, geçmiş dönemde yaşanan bir şokun volatiliteye etkisi LOGDOLAR, LOGALTIN, LOGBİST30 ve LOGBRENTPETROL için sırasıyla yaklaşık %14, %5, %8 ve %4'tür. En yüksek etki USD/TL getiri volatilitesi üzerinde görülürken en düşük etki BRENTPETROL getiri volatilitesinde. Volatilitenin etkinlik süresi açısından sonuçlar incelendiğinde parametre toplamalarındaki 1'e yakın değerler göze çarpmaktadır. Bu da daha önce belirtildiği gibi volatilitenin kalıcı olacağını göstermektedir.

Tablo 6. QE dönemleri açısından incelendiğinde LOGDOLAR için QE2 ve QE3, LOGALTIN için ise QE3'ün istatistiksel olarak anlamlı olduğu, LOGBİST30 ve LOGBRENTPETROL için tüm QE dönemlerinin anlamsız olduğu görülmektedir. Bu durumda LOGBİST30 ve LOGBRENTPETROL getirileri açısından QE dönemleri etkili olmamıştır. %10 düzeyinde QE2 ve %5 düzeyinde QE3 LOGDOLAR getiri serisi için anlamlıdır ve her iki dönemde katsayılar pozitifdir. Her iki dönemin de USD/TL getirisi üzerinde arttırıcı bir etkisi bulunmaktadır. Bununla birlikte katsayı değerleri oldukça düşüktür. Bu sebeple bu etkiler çok güçlü bulunmamıştır. LOGALTIN getiri serisi için sadece QE3 dönemi anlamlı bulunmuştur. %1 düzeyinde anlamlı olan QE3 döneminin negatif katsayı taşıması bu dönemde ALTIN/ONS getirisini azaltan bir etkiye işaret etmektedir. Bununla birlikte katsayı değerinin düşük olması bu etkinin çok güçlü olmadığını göstermektedir.

LOGDOLAR, LOGALTIN, LOGBİST30, LOGBRENTPETROL ve LOGS&P500 serileri için QE'li ve QE'siz GARCH(1,1) modellerinden elde edilen parametre değerleri ve bu parametrelerde meydana gelen değişimler Tablo 7'de gösterilmiştir.

Tablo 7. QE'li ve QE'siz GARCH(1,1) Parametreleri ve Farklar

Değişkenler		Logdolar	logaltın	logbist30	logbrentpetrol	logs&p500
QE'li GARCH Modelleri	α 1	0.146937*	0.048572*	0.080965*	0.040229*	0.107197*
	β 1	0.851571*	0.939934*	0.893903*	0.958152*	0.885364*
	α 1 + β 1	0.998508	0.988506	0.974868	0.998381	0.992561
QE'siz GARCH Modelleri	α 1	0.144965*	0.049379*	0.081814*	0.039593*	0.106426*
	β 1	0.853763*	0.941931*	0.892991*	0.958773*	0.886069
	α 1 + β 1	0.998728	0.991310	0.974805	0.998366	0.992495
Fark	α 1	0.001972	-0.000807	-0.000849	0.000636	0.000771
	β 1	-0.002192	-0.001997	0.000912	-0.000621	-0.000705
	α 1 + β 1	-0.000220	-0.002804	0.000063	0.000015	0.000066

%1 düzeyinde anlamlılık seviyesi * ile gösterilmiştir.

Getiri serileri üzerindeki volatilité etkisinin QE'li dönemlerde LOGDOLAR ve LOGBRENTPETROL'de arttığı, LOGALTIN ve LOGBİST30'da ise düştüğü görülmektedir. Volatilitenin etkinlik süresi ise QE dönemlerinin istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu LOGDOLAR ve LOGALTIN için kısaldı, istatistiksel olarak anlamsız bulunan LOGBİST30 ve LOGBRENTPETROL için uzamaktadır. %1 oranının altında kalan bu etkilerin çok güçlü olmadığı görülmektedir.

5. Sonuç

Çalışmada 2005 – 2014 yılları arasında emtia, döviz kuru ve hisse senedi piyasalarındaki varlıkların getirilerindeki volatilité ve niceliksel gevşeme dönemlerinin bu varlık getirilerindeki volatilitéye etkisi, Altın/Ons, Brent Petrol, USD/TL kuru, BİST30 endeksi ve S&P500 endeksi getirileri için incelenmiştir. İncelenen tüm serilerde ARCH etkisi saptanmıştır. ARCH etkisi tespit edilen seriler farklı GARCH(p,q) modelleri için değerlendirilmiş ve değerlendirilen GARCH(p,q) modelleri içerisinde gerekli kısıtları sağlayan tek modelin her bir seri için GARCH(1,1) modeli olduğu tespit edilmiştir. Bu sebeple GARCH(1,1) modeli tüm serilerde en uygun model olarak tercih edilmiştir. Finansal varlıklar için yapılan birçok çalışmada GARCH(1,1) modelinin oynaklığı açıklamada etkili bir model olduğu bilinmektedir. Çalışma bulgularına göre açıklayıcı modelin GARCH(1,1) olarak tespit edilmesi literatürdeki birçok çalışma ile uyum göstermektedir. FED'in niceliksel gevşeme politikalarının emtia, döviz kuru ve hisse senedi piyasalarındaki volatilité etkisini ölçebilmek amacıyla incelenen varlıklar için en iyi açıklayıcı model olarak belirlenen GARCH(1,1) modeline QE1, QE2 ve QE3 dönemleri kukla değişken olarak tanımlanmış ve yeni bir oynaklık modeli kurulmuştur. Gerek QE'li gerekse QE'siz olarak oluşturulan GARCH(1,1) modellerinde S&P500 endeksi dışındaki tüm serilerde ARCH etkisinin giderildiği tespit edilmiştir. Bununla birlikte S&P500 endeksi getiri serisi için ARCH etkisi gerek kuklalı gerekse kuklasız oluşturulan GARCH(1,1) modelleri ile giderilememiştir. S&P500 endeksi getiri serisi için incelenen diğer GARCH(p,q) modellerinde parametrelerin gerekli kısıtları sağlayamaması sebebiyle S&P500 endeksi getiri serisinin oynaklığı konusunda çalışma kapsamında yorum yapılamamıştır.

Çalışmada 2005-2014 dönemi için USD/TL, ALTIN/ONS, BİST30 ve BRENTPETROL getirilerinde özellikle volatilitenin etki süresinin kalıcılığı dikkate

değer bulunmuştur. Bununla birlikte FED'in niceliksel gevşeme dönemlerinin volatilité üzerinde önemli bir deęişikliğe neden olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

2008 küresel krizi sonrası başta FED olmak üzere birçok merkez bankası tarafından tercih edilen QE politikaları, faizlerin yeterince düştüğü ve durgunluğun yaşandığı ekonomilerde piyasaların canlandırılması ve tüketimin teşvik edilebilmesi için etkili bir silah olarak kullanılmıştır. Özellikle Amerika Birleşik Devletlerinde 2008 küresel krizinin olumsuz etkilerinin giderilmesinde niceliksel gevşeme politikaları önemli bir yer tutmaktadır. Bu politikaların döviz, emtia ve hisse senedi gibi varlıkların getirilerindeki volatilitéye etkilerinin incelendiği bu çalışmada elde edilen bulgular QE uygulamalarının bu varlıkların getirilerindeki oynaklık üzerinde önemli bir etki oluşturmadığı sonucunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte Amerika Birleşik Devletleri – USD ilişkisinde olduğu gibi niceliksel gevşeme politikalarının uygulandığı ülke ve onunla birincil ilişkisi bulunan varlık getirilerinde istatistiksel olarak anlamlı etkiler gözlemlenmiştir. Bu sebeple niceliksel gevşeme politikalarının günümüzde de uygulanmaya devam edildiği Avrupa Birliği ülkeleri ve Japonya ile birincil ilişkisi bulunan döviz kurları için gerçekleştirilecek benzer etkilerin yatırımcılar tarafından dikkate alınması gerektiği düşünülmektedir.

6. Referanslar

- Akay, H.K. ve Nargeleçekenler, M. (2006). Finansal piyasa volatilitesi ve ekonomi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4), 5-36.
- Atakan, T. (2009). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında deęişkenliğin (volatilitenin) ARCH-GARCH yöntemleri ile modellenmesi. *İşletme İktisadi Enstitüsü Dergisi*, 37(2), 48-61.
- Çağıl, G. ve Okur, M. (2010). 2008 Küresel krizinin İMKB hisse senedi piyasası üzerindeki etkilerinin GARCH modelleri ile analizi. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 28(1), 573-585.
- Çelik, İ., Özdemir, A. ve Gülcan, N. (2015). Petrol fiyat dalgalanmalarının getiri oynaklığı üzerine etkisi: Türkiye'de alt endeksler üzerine bir uygulama. *Muhasebe Finansman Dergisi*, 67, 157-170.
- Duca, M. L., Nicoletti, G. ve Martinez, A. V. (2014). Global corporate bond what role for US quantitative easing. *ECB Working Paper*, No. 1649.
- Eichengreen, B. ve Gupta, P. (2014). Tapering talk: The impact of expectations of reduced Federal Reserve security purchases on emerging markets. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 6754.
- Fawley, B. W. ve Neely, C. J. (2013). Four stories of quantitative easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 95(1), 51-88.
- Fratzscher, M., Duca, M. L. ve Straub, R. (2013). On the international spillovers of US quantitative easing. *ECB Working Paper*, No. 1557.
- Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J. ve Sack, B. (2011). The financial market effects of the federal reserve's large-scale asset purchases. *International Journal of Central Banking*, 7(1), 3-43.
- Glick, R. ve Leduc, S. (2013). Unconventional monetary policy and the dollar. *FRBSF Economic Letter*, No.2013-9.
- Gökçe, A. (2001). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası getirilerindeki volatilitenin ARCH teknikleri ile ölçülmesi. *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 3(1), 35-58.
- Gujarati, D. N. ve Porter, D. C. (2012). *Temel ekonometri*, (Çev. Ü. Şenese, & G. Şenese). İstanbul: Literatür Yayıncılık. (Orijinal yayın tarihi, 2009)

- Güloğlu, B. ve Akman, A. (2007). Türkiye'de döviz kuru oynaklığının SWARCH yöntemi ile analizi. *Finans Politik Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 44(512), 43-51.
- Gürsakaç, S. (2011). GARCH modelleri ve varyans kırılması: İMKB örneği. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(3), 161-178.
- Joyce, M. A., Losaosa, A., Stevens, İ. ve Tong, M. (2011). The financial market impact of quantitative easing in the United Kingdom. *International Journal of Central Banking*, 7 (3), 113-161.
- Karabacak, M. (2014). Koşullu değişen varyans modelleri ile BİST100 endeks getirisi ve altın getiri serisi volatilitésinin tahmini. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 6(1), 79-90.
- Kendirli, S. ve Karadeniz, G. (2012). 2008 Sonrası İMKB 30 endeksi volatilitésinin genelleştirilmiş ARCH modeli ile tahmini. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 2(2), 95-104.
- Kiley, M. T. (2014). The response of equity prices to movements in long term interest rates associated with monetary policy statements: Before and after zero lower bond. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(5), 1057-1071.
- Kozicki, S., Santor, E. ve Suchanek, L. (2015). Large-scale asset purchases: Impact on commodity prices and international spillover effects. *Bank of Canada Working Paper*, No.2015-21.
- Krishnamurthy, A. ve Vissing-Jorgensen, A. (2011). The effects of quantitative easing on the interest rates: Channels and implications for policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 215-287.
- Kutlar, A. ve Torun, P. (2013). İMKB 100 endeksi günlük getirileri için uygun genelleştirilmiş farklı varyans modellerinin seçimi. *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, (42), 1-24.
- Mazıbaşı, M. (2005). İMKB piyasalarındaki volatilitésinin modellenmesi ve öngörülmesi: Asimetrik GARCH modelleri ile bir uygulama. *VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, İstanbul
- Nargeleçekenler, M. (2004). Euro kuru satış değerindeki volatilitésinin ARCH ve GARCH modelleri ile tahmini. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 54(2), 153-179.
- Neely, C. J. (2010). The large-scale asset purchases had large international effects. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper*, No. 2010-018C.
- Özden, Ü. H. (2008) İMKB Bileşik 100 Endeksi getiri volatilitésinin analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(13), 339-350
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2006). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında getiri volatilitésinin modellenmesi ve önraporlanması. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(4), 244-264.
- Sönmezer, S. (2014). Niceliksel gevşeme politikalarının Türk finansal sistemi üzerindeki kısa vadeli etkileri. *Maliye Finans Yazıları*, 28(101), 38-51.
- Tokat, H. A. (2013). Altın, döviz ve hisse senedi piyasalarında oynaklık etkileşimi mekanizmasının analizi. *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 48(Mart 2013), 151-162.
- Tuna, K. ve İsabetli, İ. (2014). Finansal piyasalarda volatilité ve BİST-100 örneği. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (27), 21-31.
- Yavan, Z. A. ve Aybar, C. B. (1998). İMKB'de oynaklık. *İMKB Dergisi*, 2(6), 35-47.